

大卒者の質と賃金格差に関する計量経済分析¹

Econometric Analysis of Quality of College Graduates and Wage Differential

博士後期課程 商学専攻 2013 年度入学

竹 下 諒

TAKESHITA Ryo

【論文要旨】

日本における近年の大学進学率は 50% を超え、高等教育機会が多くの人に開かれている。それに伴い、大学卒業者の就職率も低下傾向にあることも事実である。ここで、同じ大卒の学歴を持つといっても、大学進学率が低かった過去の大卒者と現在のような状況の大卒者の質は違うことが予想されよう。本稿では、質の違いが賃金に影響を及ぼしているのではないかという仮説を実証分析によって検証している。具体的には、大学進学率に関する変数を説明変数に含め、ミンサー型収入関数の推計を行なった。その結果、収入関数には大学進学率は影響しなかった。しかし、収入関数に正の影響を与える企業規模を被説明変数にし、説明変数に大学進学率を用いて順序ロジットモデルによる推計を行なったところ、正で有意な結果が示された。その一方で、収入関数では正で有意な影響を与えていた 15 歳時の成績は企業規模には影響を及ぼさなかった。これらから、現在と比べ大学進学率が低いときに大学を卒業することは、入職時に企業へ能力の高さをアピールすると考えられる。15 歳時の成績は入職時には影響しないが、その後の賃金に影響を与えていることが、本稿で行なった 2 つの分析から示唆された。

【キーワード】 大学進学率 大学の質 ミンサー型賃金関数 企業規模 順序ロジットモデル

【目次】

1. はじめに
2. 先行研究
3. データの説明

¹ 本稿の分析に際して、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブから「[2005 年 SSM 日本調査, 2005] (2005SSM 研究会データ管理委員会)」の個票データの提供を受けた。

4. 実証分析

5. 結論

1. はじめに

日本の大学進学率は上昇を続け、大学進学率は2009年に50%を超えた²。これは1990年の24.6%と比較しても大変高い進学率である。この大学進学率の上昇の背景にはさまざまな要因が考えられる。ひとつには、大学設置基準が大綱化され、供給側の制約が緩和したことが挙げられるだろう。女性の大学進学率の上昇には、男女雇用機会均等法の影響が大きい。そのほかにも、出生率の低下に伴い、一人当たりで費やすことのできる教育費が増加したことも要因のひとつである。しかし、ここで問題となるのが、大卒者の質である。過去においては大学入学定員が抑制されており、大学に進学できるかどうかは学力の影響が大きかったと考えられる。その後、供給制約が緩和され、学校を選ばなければ誰でも入学できる、いわゆる「大学全入時代」がおとずれると、大学に進学できるかどうかは家庭の経済的な要因のほうが強くなる³。そうになると、過去の厳しい選抜を勝ち抜いた世代の大卒者と、学校を選ばなければ入学できてしまう世代の大卒者では、同じ大卒者でも必然的に質が異なってくると考えられる。つまり、大学進学率の方が低いときのほうが大卒者の平均的な質は高いことが予測される。

図1は男子の大学進学率と大卒就職率⁴を示している。ここから、大学進学率が上昇するにつれて大卒就職率は低下していることがわかる。仮に、高等教育機会が広く開かれることによって、昔より多くの者が質の良い教育を受けることができ、生産性が上昇したと考えるならば、大学進学率の上昇に伴う大幅な就職率の減少は起こらないであろう。もちろん、新卒一括採用制度が主流の日本において就職活動をするタイミングの景気の影響は大きい⁵。しかし、1999年に入学した者の就職率は52.6%である。高等教育機会の拡大によって、大学進学が抑制されていたころよりも大卒者の質が上昇しているならば、ここまで就職率が落ち込むことは考えにくい。太田(2003)において、学力低下による若年の労働力としての魅力の低下が原因となり、若年労働需要の減少が起こっていることが検証されている。

本稿では、進学した年の大学進学率をその年の大学進学者の質ととらえ、大卒者の質がその後の労働市場における賃金格差にどのような影響を与えるかを実証的に明らかにすることを目的としている。

² 文部科学省(2012)「学校基本調査」

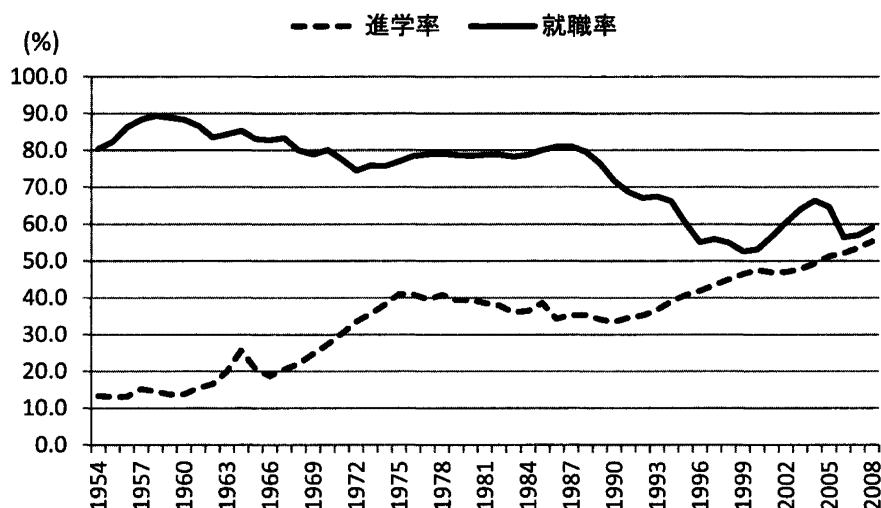
³ 馬場(2012)は、入学定員増加による進学難易度の低下は90年代以降に顕著であり、大学進学を抑制する影響は家計側の要因が強くなったことを明らかにしている。

⁴ 大卒就職率は4年先の数値を使用。

⁵ この他に、中途採用の増加、新卒者の採用抑制といった労働市場の構造変化も要因の一つとして考えられる。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節では大学の質や卒業大学の偏差値が賃金に影響を及ぼすことを分析した研究、マクロ集計データを使用した分析であるが大学進学率を大卒者の質としてとらえて実証分析を行なった既存研究の紹介を行なう。第3節では分析で使用するデータや変数の説明をする。第4節においてミンサー型収入関数についての説明を行なったあと、推定結果に関する考察をしている。また、追加的な分析として企業規模に対する大学進学率の影響を順序ロジットモデルによって分析している。第5節では結論を述べる。

図1 男子大学進学率と就職率の推移



出所) 文部科学省 (2012) 「学校基本調査」より筆者作成

2. 先行研究

本節では、大学教育の質や大学進学率と賃金や労働市場における格差を取り扱っている先行研究についての紹介を行なう。学歴・学校歴による所得格差に関する分析は、マクロ集計データを利用して分析する研究、大学・学部レベルのデータを使用して収益率を計測する研究、個票データを使用する研究と大きく3つに分けられる。以下では、この3つの区分にあてはまる先行研究見ていく。

大学・学部レベルのデータを使用し、学校間・学部間の所得格差について分析している既存研究に青・村田 (2007) が挙げられる。『大学別就職先調べ』と『賃金センサス』を使用し、関東の国立大学4校、私立大学9校の55学部の収益率⁶を計算している。そして、難関校間でどれ

⁶ 費用の合計と収益の合計が等しくなるような割引率である。費用には授業料などの直接費用や、働いていれば得られたであろう賃金といった間接費用が含まれる。大学に進学したことの便益を考えるため、収益には大卒者と高卒者の賃金の差が用いられる。具体的な計算は青・村田 (2007) 等を参照されたい。

くらい収益率に差があるか考察を行なっている。この分析から、大企業への就職率が高い大学・学部や国公立大学の平均収益率が高いことを明らかにしている。また、得られた収益率と入学偏差値の単回帰分析の結果から、偏差値の高い大学ほど収益率が高いことも確認している。

橘木・松浦（2009）は、「階層化する日本社会に関するアンケート調査」⁷の個票データを使用し、「親の階層が子どもの学歴に影響を与え、子どもの学歴が将来収入に影響するという間接的効果だけでなく、親の階層が子どもの収入に直接影響する」という仮説と、「学歴によって所得が影響されるだけではなく、比較的初期の段階での能力が学歴に影響を与え、さらに能力自体がその後の収入にも影響する」という仮説を検証している。前者の仮説のために、本人が15歳時のときの主観的な豊かさを、後者の仮説のためには小学校高学年の時の算数の好感度を説明変数として使用しており、推定方法にはランダム効果モデルやトリートメント効果モデルを用いて男女別に収入関数を推計している。本稿に関係する説明変数として、教育年数や銘柄大学ダミーが使用されている。銘柄大学ダミー⁸を用いる理由として、大学進学率の上昇によって教育の効果を大卒や高卒によって分けることは不十分であることが挙げられていた。分析の結果、男性では15歳時の主観的な豊かさが正で有意であるのに対し、女性では有意とはならなかった。また、本人の教育年数は正で有意であったが、銘柄大学ダミーを加えて推計すると、銘柄大学ダミーは正で有意な結果を示す一方、教育年数の有意性はなくなる結果を得ている。これに対して、他のデータでも同様の結果が示されるかどうかを課題としている。仮説に関しては、男性に関しては親の階層が直接的に子どもの年収に影響を与えること、小学生の算数好感度は学歴に影響を及ぼすだけでなく、卒業後の年収にも影響を与えることが示されたと結論している。

学歴による賃金格差ではなく、学歴による昇進の違いを分析している先行研究も存在する。Isida, Spilerman, and Su (1997) では、比例ハザードモデルを使用した分析によって、昇進に対する学歴の違いを日米比較している。ここでは本稿に関係する部分のみを取り上げていく。彼らは、(1) 非管理職から課長代理への昇進、(2) 課長代理から課長への昇進、(3) 課長から部長への昇進に、学歴または学校歴がどのように表れるかを分析している。学歴や学校歴の代理変数として大学偏差値⁹を使用しており、その結果、非管理職から課長代理への昇進には大学偏差値は有意な影響を及ぼさないが、課長から部長への昇進には正で有意な結果を及ぼしていたことから、大学の質は大学卒業してから20年程度経った頃に効果を発揮すると考察している。これと同様の偏差値を用いて大学の質が賃金に与える影響を分析している先行研究に、Ono (2003,2004) が存在する。本稿の分析の多くはOno (2004) を参考にしているので、これらを詳細に見ていく。

⁷ 「格差の世代間移転と意欲促進型社会システムの研究」において平成16年から平成18年まで実施されたパネル調査である。

⁸ 旧七帝国大学と一橋大学、神戸大学、東京工業大学、早稲田大学、慶應大学の12校。

⁹ 大学の質を表すのに、旺文社発行している『蛍雪時代』の1966、1972、1977、1982、1986、1993年に記載された大学偏差値を使用している。

Ono (2003) の関心は、浪人することは合理的であるのか、つまり浪人することの費用はそれ以上の便益を生み出すのか、に当てられている。分析手法として2段階最小2乗法を用い、浪人することによって合格する大学の偏差値が上昇し、卒業する大学の質が上がることを通して賃金の上昇に影響を与えることを明らかにしている。そして、浪人すること自体は賃金に有意な影響を与えない結果も得ており、費用と便益の分析からは浪人の最適な年数は1年から2年であることを導いている。この分析にも大学の質を表すために Isida, Spilerman, and Su (1997) と同じ大学偏差値データが使用されている。

Ono (2004) は「社会階層と社会移動全国調査」(1995 年) のデータを用いて、男性のみのサンプルに対してミンサー型賃金関数を推計している。被説明変数には収入の対数を用い、説明変数には教育年数、労働市場での経験年数、経験年数の2乗を含んだ式を基本に、さまざまな説明変数を加えた式を推計し、学歴や大学の質がどのように賃金に影響するかを分析している。説明変数には企業規模や業種、ホワイトカラーダミーといった職種に関するものも多く含まれているが、主な関心は学歴や学校歴にあるので、それらを中心に紹介する。この研究における特徴的な点は、大卒者を1、高卒以下の学歴の者を0とする、いわゆる大卒ダミーを使用するのではなく、高卒以下は0、大卒者は4という数値をあてがっている。この4は大学在学年数を示している。この変数と、労働市場での経験年数、その2乗との交差項も推定式に含み、高卒以下の者との賃金プロファイルの差があるかどうかを分析している。また、個人の能力を考慮するために15歳時における成績を説明変数に加えている。大学教育の質の影響をみるために、単に大学偏差値を使用するのではなく、大学偏差値と大学在学年数との交差項が用いられている。賃金を大学在学年数と経験年数、経験年数の2乗と15歳時の成績で説明した場合では、大学在学年数と15歳時の成績は正で有意になったものの、大学在学年数と経験年数の交差項、大学在学年数と経験年数の2乗の交差項を説明変数に加えた場合では、大学在学年数は有意性を失った結果を示した。この式に大学在学年数と大学偏差値の交差項を加えた推定結果では、大学在学年数と大学偏差値の交差項は正で有意であり、15歳時の成績も正で有意であったことから、能力と大学の質が代替的であるという可能性が棄却できるとしている。つまり、能力が同じでもより高い質の大学出身者のほうが賃金が高くなると述べている。ただ、企業規模や職種、業種をコントロールした場合は個人の能力の影響が弱くなることも報告している。

マクロ集計データを使用し、なおかつ分析の関心は大卒者の就職率低下であるが、本稿と同様に大卒者の質を表す説明変数として大学入学時の大学進学率を使用している太田(2012)にも言及する。この研究の問題意識は、新規大卒者の増加、それに伴う求職者の「質」の低下であり、本稿のそれと大きく似ている。ここでは均衡サーチモデルにしたがって、採用は求人と求職者のマッチング・プロセスによって決まると考えられている。実証分析に関しては、被説明変数には就職率、説明変数には大卒求人倍率の対数、求職者数の対数、4年前の大学進学率、トレンドとトレンドの2乗を含んでおり、推定方法は誤差項における1階の自己相関を想定した Prais-Win-

sten 法を用いている。分析は男性と女性で分けて行われており、4年前の大学進学率は男性の場合、負で有意な結果を示し、女性では負ではあるが有意水準が10%であることが述べられている。この結果から、大学進学率の上昇は求職者と求人とのミスマッチを悪化させることで大卒就職率を低下させているとの判断をしている。

本節では、収益率や収入関数、昇進格差を分析する際に、大学偏差値や銘柄大学ダミーといったものを含む先行研究が複数存在することを示した。また、説明変数に含まれる学歴と、誤差項に含まれる個人の能力が実証分析の際に大きな障害となっていたが、これらの先行研究では義務教育中の成績を推定式に含むことによって考慮していることがうかがえる。本稿でもこれらの先行研究を参考にし、義務教育中の成績や銘柄大学ダミーを説明変数に含む推定をしている。Ono (2004) との違いは、使用したデータの時点が新しいこと、また大卒者の質として偏差値ではなく進学時点の大学進学率を用いていることが挙げられる。

次節は、本稿の分析で使用したデータに関して説明を行なう。

3. データの説明

本節では、分析に使用するデータの説明を行なう。使用するデータは、東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブ (2012) 第6回「社会階層と社会移動全国調査」(以下 SSM 調査 2005)、文部科学省 (2012)「学校基本調査」の大学進学率¹⁰である。また、サンプルには男性のみを用いている。この理由は、女性は結婚や出産、育児などさまざまな要因で就業が途絶えてしまい、今回の分析には適さないと判断したからである¹¹。性別だけでなく、年齢も65歳以下の者に限定している。

まず、本稿もミンサー型の収入関数を推定しているので、被説明変数には年収の対数値を使用している。経験年数は、最後の学校を卒業してから現在の年齢までの年数であり、労働市場で何年経験しているかを示すものである。本稿では Ono (2004) にない、高卒以下には0、大卒者には4をあてがった変数を使用しているが、大卒者がどの程度存在しているかを把握するために大卒ダミーの記述統計量を載せている。ここから、大卒者は約29.5%であることがわかる。経験年数と大学在学年数の交差項は、高卒以下の学歴であれば大学在学年数が0になるので、最小値は0となっている。最大値が188であるが、サンプルの中に就業した後に大学入学をした者がいたためである¹²。

¹⁰ 過年度高卒者等を含む。

¹¹ Ono (2004) も同様の理由で男性のみに限定した分析を行っている。また、Ishida, Spilerman and Su (1997) においては、男女雇用機会均等法以前と以後に雇用された女性では昇進に関して差が大きく生じるので、分析対象を男性に限定している。

¹² $188 \div 4 = 47$ であり、経験年数が47である者がいる。これに一般的な大学卒業年齢の22を足すと69となり、本稿では65歳以下しか分析対象としていないので、計算が合わない。その者の情報を詳しく見てみると、初職に就業した年齢のほうが大学に入学した年齢よりも小さかった。

企業規模は、勤めている企業の従業員規模を9段階¹³で評価したものであり、数字が大きくなるにつれて従業員規模が大きいことを示す。官公庁ダミーは公務員として勤めている者の割合を示す。業種に関しては、Ono (2004) との比較のため、そこで使用されていた業種のためのダミーを作成した。15歳時の成績は、個人の能力を表すものとしてとらえ、1～5段階で測定されている¹⁴。数値が大きくなるにつれ、当時の学業成績が周囲と比較して優れていたことを示す変数である。進学した高校の大学進学状況に関しても同様に、数値が大きくなるにつれ周囲の多くが大学に進学したことを表す。また、本稿の分析では15歳時の成績と進学した高校の大学進学状況の交差項も使用した。さらに、進学した大学の質を示す変数として、大学が国公立であれば1をとる国公立ダミー¹⁵、銘柄大学（旧七帝国大学¹⁶と一橋大学、神戸大学、東京工業大学、早稲田大学、慶應大学）であれば1をとる銘柄大学ダミーを使用した。

本人の大学入学時の大学進学率に関しては、大卒者に限定した分析を行うのであればそのまま使用できるが、サンプルに高卒者も含んでいるため、100から大学進学率を引くという処理を行

表1 記述統計量

変数	サンプルサイズ	平均値	標準偏差	最小値	最大値
年取（対数）	1918	15.194	0.7259	7.74	16.81
経験年数	1918	27.348	13.211	0.01	50
経験年数の2乗	1918	922.4	715.10	1	2500
大卒ダミー	1918	0.2951	0.4562	0	1
経験年数*大学在学年数	1918	26.488	48.163	0	188
経験年数の2乗*大学在学年数	1918	755.02	1664.9	0	8836
企業規模	1716	4.5344	2.8155	0	9
官公庁	1716	0.0956	0.2941	0	1
小売業	1716	0.0793	0.2702	0	1
金融・不動産業	1716	0.0268	0.1616	0	1
その他サービス業	1716	0.1428	0.3499	0	1
15歳時の成績	1702	3.1163	1.0710	1	5
進学した高校の大学進学状況	1403	2.6764	1.3824	1	5
15歳時の成績*進学した高校の大学進学状況	1396	9.2758	6.6149	1	25
大学国公立ダミー（銘柄除く）	1702	0.0523	0.2227	0	1
銘柄大学ダミー	1702	0.0276	0.1639	0	1
100－大学進学率（男性）	1700	20.411	30.947	0	86.3

¹³ 1=1人, 2=2～4人, 3=5～9人, 4=10～29人, 5=30～99人, 6=100～299人, 7=300～499人, 8=500～999人, 9=1000人以上, を示す。

¹⁴ SSM調査2005の質問票には、「中学3年生のとき、あなたの成績は学年の中でどれくらいでしたか。この中からあてはまるものを選んでください。」とあり、1=上の方, 2=やや上の方, 3=真ん中のあたり, 4=やや下の方, 5=下の方, となっていたが、本稿ではこの順を逆に使用している。

¹⁵ 銘柄大学に属する国公立大学は除く。

¹⁶ 北海道大学, 東北大学, 東京大学, 名古屋大学, 大阪大学, 京都大学, 九州大学。

なった。つまり、高卒者には0、大卒者には(100－入学時の大学進学率)という数値が割り当てられる。これによって、数値が大きくなるにつれて大学入学に対して難易度が高かったことを表すことができる。この変数を使用することが、本稿と先行研究の大きな違いである¹⁷。

次節では、分析手法と分析結果について述べる。

4. 実証分析

本稿の分析で使用したミンサー型の収入関数の特徴に関しては、妹尾・日下田(2011)で簡潔にまとめられている。被説明変数に賃金の対数を、説明変数には教育年数、労働経験年数、労働経験年数の2乗を含む式を基本とする。これによって推計された教育年数の係数は全教育年数にわたる平均的な収益率、労働経験年数とその2乗の係数は職場訓練の効果を表すと考えられる。そして、高卒を基準とすれば、大卒ダミー変数の係数を4で割ることで大学の収益率を近似的に推計できる。Ono(2004)ではダミー変数の代わりに大卒者に4があてがわれているので、その場合だと推計された係数自体が近似された大学の収益率に相当する。妹尾・日下田(2011)で述べられているように、ミンサーアプローチは加法的に説明変数を追加すればよく、拡張性の高さが特徴といえる。

本稿が推定する式は、(1)を基本にしている。 s は大学での教育年数を示し、 x は労働市場での経験年数を示す。 z は収入に影響を与えるその他の要因のベクトルであり、 ε は誤差項である。

$$\ln Y = \alpha + \rho s + \beta_1 x + \beta_2 x^2 + z' \gamma + \varepsilon \quad (1)$$

推定結果を表2、表3に示す。表2では基本的な説明変数を含んだ収入関数の推定結果を示している。モデル1では、経験年数、その2乗、大学在学年数は正で有意である。これは多くの先行研究と同様の結果である。また、高卒以下の学歴の者と大卒者の賃金プロファイルの違いを説明するために追加された経験年数と大学在学年数の交差項は正で有意、経験年数の2乗と大学在学年数の交差項は負で有意を示し、Ono(2004)の結果と整合的である。モデル3では企業規模が大きくなるにつれて収入が増加することも確認でき、また公務員など官公庁に勤めることでも収入が増加することがわかる。これも既存研究で指摘されている内容と一致する。業種に関しては、金融・不動産業に従事することは有意に収入を増加させ、サービス業では収入が低くなることもわかる。この2つの業種ダミーは、表3でもわかるように、さまざまな説明変数の組み合わせでも有意性は変わらないので、結果は頑健であるといえる。モデル1からモデル4の自由度修正済み決定係数を比較すると、就業先の情報を増やしていくにつれて決定係数が大きくなっていくことがわかる。ただ、大学在学年の有意性も失われている。これは、大卒者になれば従業員規模の大きな企業に入社できることを反映していると解釈することもできる¹⁸。

¹⁷ 代替的な指標として、全18歳人口に占める全大学入学定員といったものが考えられるが、本稿では大学進学率を使用した。

つぎに、表3の結果について考察する。個人の能力の代理変数として15歳時の成績を説明変数に加えたモデル5では、他の説明変数の係数の符号や有意性を大きく変えないまま、15歳時の成績が統計的に正で有意な結果となっている。入職後の賃金に個人の能力が反映されていることわかる。モデル6は個人の能力の代理変数として15歳時の成績ではなく、進学先高校における大学進学状況を使用した結果を示してある。こちらも正で有意であるが、決定係数はモデル5よりも低くなっている。15歳時の成績と進学先高校の大学進学状況の交差項を説明変数に含んだ推定も行なったが、モデル5の決定係数よりも低かったことから、以後の分析では個人の能力の代理変数として15歳時の成績のみを使用した。モデル7では進学した大学の質を考慮するため、国公立ダミーと銘柄大学ダミーを含めている。ここでは銘柄大学ダミーが正で有意な結果を示している。本稿では従業上の地位を含めて分析していないが、Isida, Spilerman, and Su (1997)

表2 収入関数の推定結果 (1)

変 数	モデル1	モデル2	モデル3	モデル4
経験年数	0.0721 *** (0.0046)	0.0747 *** (0.0053)	0.0614 *** (0.0054)	0.0603 *** (0.0053)
経験年数の2乗	-0.0013 *** (8.82×10^{-5})	-0.0013 *** (1.01×10^{-4})	-9.87×10^{-4} *** (0.0001)	-9.72×10^{-4} *** (1.07×10^{-4})
大学在学年数 (4年)	0.0727 *** (0.0092)	0.0828 *** (0.0268)	0.0248 (0.0266)	0.0223 (0.0266)
経験年数 * 大学在学年数		0.0034 (0.0026)	0.0071 *** (0.0026)	0.0071 *** (0.0026)
経験年数の2乗 * 大学在学年数		-1.29×10^{-4} ** (5.60×10^{-5})	-1.92×10^{-4} *** (5.58×10^{-5})	-1.88×10^{-4} *** (5.52×10^{-5})
企業規模			0.0617 *** (0.0063)	0.0589 *** (0.0064)
官公庁			0.5157 *** (0.0558)	0.4862 *** (0.0577)
小売業				-0.0800 (0.0532)
金融・不動産業				0.2328 *** (0.0650)
その他サービス業				-0.1486 *** (0.0489)
定数項	14.3531 *** (0.0522)	14.2807 *** (0.0579)	14.0830 *** (0.0613)	14.1368 *** (0.0644)
自由度修正済み R ²	0.1287	0.1368	0.1860	0.1959
サンプルサイズ	1918	1918	1716	1716

1) *** は1%有意, ** は5%有意, * は10%有意をそれぞれ表す。

2) カッコ内は標準誤差を表す。

3) 標準誤差はロバストな標準誤差である。

18 樋口 (1992) で「賃金構造基本調査」による学歴別大企業就職割合の推移を示している。中卒では100人未満の企業規模で勤めるものが圧倒的に多く、高卒では100人以上の企業規模で勤める者の割合は中卒よりも多いものの、1989年で100-999人の規模で約40%、1000人以上の規模に勤める割合が46%を超える大卒と明確な違いが表れている。

表3 収入関数の推定結果 (2)

変 数	モデル5	モデル6	モデル7	モデル8
経験年数	0.0605 *** (0.0054)	0.0577 *** (0.0064)	0.0606 *** (0.0054)	0.0606 *** (0.0054)
経験年数の2乗	-9.85×10^{-4} *** (1.08×10^{-4})	-0.0009 *** (1.36×10^{-4})	-0.0010 *** (0.0001)	-0.0010 *** (0.0001)
大学在学年数 (4年)	0.0067 (0.0269)	-0.0058 (0.0289)	0.0038 (0.0283)	-0.0770 (0.0766)
経験年数 * 大学在学年数	0.0073 *** (0.0026)	0.0075 *** (0.0028)	0.0070 *** (0.0026)	0.0075 *** (0.0026)
経験年数の2乗 * 大学在学年数	-1.92×10^{-4} *** (5.54×10^{-5})	-1.91×10^{-4} *** (5.93×10^{-5})	-1.86×10^{-4} *** (5.52×10^{-5})	-2.15×10^{-4} *** (5.94×10^{-5})
企業規模	0.0066 *** (0.0066)	0.0611 *** (0.0073)	0.0568 *** (0.0066)	0.0566 *** (0.0066)
官公庁	0.4680 *** (0.0601)	0.4802 *** (0.0644)	0.4582 *** (0.0605)	0.4572 *** (0.0606)
小売業	-0.0871 (0.0534)	-0.0763 (0.0575)	-0.0838 (0.0536)	-0.0825 (0.0536)
金融・不動産業	0.2257 *** (0.0679)	0.1971 *** (0.0679)	0.2278 *** (0.0675)	0.2267 *** (0.0673)
その他サービス業	-0.1519 *** (0.0489)	-0.1400 *** (0.0544)	-0.1441 *** (0.0491)	-0.1436 *** (0.0493)
15歳時の成績	0.0520 *** (0.0169)		0.0440 *** (0.0167)	0.0436 *** (0.0168)
進学した高校の大学進学状況		0.0346 *** (0.0123)		
大学国公立ダミー (銘柄除く)			0.0170 (0.0980)	0.0090 (0.0993)
銘柄大学ダミー			0.3300 *** (0.0638)	0.3192 *** (0.0652)
100-大学進学率 (男性)				0.0053 (0.0046)
定数項	14.0050 *** (0.0761)	14.0971 *** (0.0786)	14.0290 *** (0.0757)	14.0307 *** (0.0757)
自由度修正済み R ²	0.2016	0.1958	0.2072	0.2072
サンプルサイズ	1702	1403	1702	1700

1) *** は1%有意, ** は5%有意, * は10%有意をそれぞれ表す。

2) カッコ内は標準誤差を表す。

3) 標準誤差はロバストな標準誤差である。

で示されているように偏差値の高い大学出身者が管理職に多く就く傾向があることを反映したものかもしれない。ただ、モデル9においては、大学進学率に関する説明変数の符号は正ではあるが有意な結果を示していない。つまり、入職後において大学進学率は大卒者の賃金に影響を与えていないことが示唆される。

しかし、太田 (2012) で示されているように、大学進学率は新卒の就職率に影響を与えている。ここから、大学進学率は企業に採用されるときにその世代の大卒の質を表すシグナリング機能として働いていると考え、大学進学率が入社する企業規模に有意な影響を与えているかの分析を行

う。今回使用したデータでは企業規模が離散型であり、その数字の順序に意味があるので、順序ロジットモデルによる分析を行なう。順序ロジットモデルの説明には Cameron and Trivedi (2005)¹⁹を用いる。

まず、(2) のような潜在変数 y_i^* を考える。添え字の i は個体を、 j は選択肢を示す。

$$y_i^* = x_i' \beta + u_i \quad (2)$$

この分析では企業規模を考えているので、 y_i^* がとても低い値であるなら企業規模は1を、 y_i^* がある一定の範囲、たとえば $\alpha_1 < y_i^* < \alpha_2$ に収まるのであれば2をとり、それが続いていくことを想定する。一般的に、(3) の形に書ける。

$$y_i = j \text{ if } \alpha_{j-1} < y_i^* < \alpha_j \quad (3)$$

そして、確率関数は次のように表すことができる。式中の F は u_i の累積密度関数である。

$$\begin{aligned} \Pr[y_i = j] &= \Pr[\alpha_{j-1} < y_i^* \leq \alpha_j] = \Pr[\alpha_{j-1} < x_i' \beta + u_i \leq \alpha_j] \\ &= \Pr[\alpha_{j-1} - x_i' \beta < u_i \leq \alpha_j - x_i' \beta] = F(\alpha_j - x_i' \beta) - F(\alpha_{j-1} - x_i' \beta) \end{aligned} \quad (4)$$

係数の β と閾値である $\alpha_1 \cdots \alpha_{m-1}$ は、次式の対数尤度を最大化することによって得られる。

$$\begin{aligned} l = \ln L_N &= \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^m y_{ij} \ln p_{ij}, \\ p_{ij} &= F_j(x_i, \beta) \end{aligned} \quad (5)$$

従業員規模に関する順序ロジットモデルの推定結果が表4に示されている。表4から、説明変数を追加するにつれて大学進学率に関する変数の係数は小さくなっていくが、いずれも正で有意な結果であることがわかる。銘柄大学ダミーも企業規模に関して正の影響を与える結果である。ここから、収入関数に正の影響を与える従業員規模の大きな企業に入することは、大学に進学すること自体が狭き門であったときのほうが、大学進学率が高いときよりも容易であることがうかがえる。また、入試難易度が高いとされる銘柄大学に入学することは、従業員規模の大きな企業に入社できる確率をいっそう高めることもわかる。この結果は、樋口(1994)において、計量分析は行われていないものの、高偏差値の大学卒業生の多くが大企業に就職していることを示すものと同様の傾向である。授業料も私立大学に比べて低くまた定員も少ないが、受験科目も多い国公立大学に入学することの有意水準は10%であり、強い結果だとは言い難い。しかし、符号は正であり、私立大学よりも選抜性が高いことを示唆する結果であった²⁰。一方、収入関数に正で有意な影響を与える15歳時の成績は、有意なものとなっていない²¹。順序ロジットモデルによる

¹⁹ 詳しくは P496, 519, 520 を参照されたい。

分析結果から、銘柄大学卒業者であること、大学進学率が低いときに大学に進学することは自身の能力の高さを企業に発信する機能があるが、個人の能力の高さまで正確に伝えることが困難であることがうかがえる²²。

表 4 企業規模に関する順序ロジットモデルによる分析結果

	モデル 1	モデル 2	モデル 3	モデル 4	モデル 5
100－大学進学率（男性）	0.0091 *** (0.0015)	0.0081 *** (0.0015)	0.0070 *** (0.0017)	0.0061 *** (0.0018)	0.0055 *** (0.0018)
銘柄大学ダミー		0.7976 *** (0.2919)	0.8714 *** (0.2950)	0.8076 *** (0.3029)	0.8251 *** (0.2976)
国公立ダミー（銘柄除く）			0.4149 * (0.2153)	0.3797 * (0.2167)	0.3673 * (0.2161)
15 歳時の成績				0.0680 (0.0462)	0.0706 (0.0465)
完全失業率（男性）					0.1561 *** (0.0351)
Pseudo R ²	0.0057	0.0068	0.0072	0.0075	0.0097
サンプルサイズ	1551	1551	1551	1539	1539

1) *** は 1% 有意, ** は 5% 有意, * は 10% 有意をそれぞれ表す。

2) カッコ内は標準誤差を表す。

3) 標準誤差はロバストな標準誤差である。

モデル 5 では、求職時の景気の影響を考慮するため、男性の完全失業率²³を説明変数に加えて推定を行なった。この結果、完全失業率は正で有意であることがわかる。これは、一見すると景気が悪いときのほうが大企業に就職しやすいことになる。しかし、年齢を区切って推定すると、

²⁰ 樋口（1994）では偏差値別、国公立別で就職先企業規模割合の分析を行なっているが、1990 年の結果を見ると、国公立大学・偏差値 65 以上では 5000 人以上の企業規模に勤める割合が 86.31%，1000 人以上 4999 人以下は 9.91%，偏差値 60－64 で 5000 人以上は 61.99%，1000－4999 人は 20.88%であった。一方、私立大学で偏差値 60 以上では 5000 人以上で 70.07%，1000－4999 人は 20.59%であった。本稿で扱った SSM 調査データの企業規模の調査区分は前述のとおりであり、それにならい樋口（1994）の結果を 1000 人以上の企業規模に直して比較してみると、国公立・偏差値 65 以上は 1000 人以上の企業規模への就職割合が 96.22%，偏差値 60－64 では 82.57%，私立大学・偏差値 60 以上では 90.67%である。国公立大学と私立大学への企業規模別就職割合の大きな違いは従業員 5000 人以上のところであるが、本稿が使用したデータに合わせてみると学校の設置区分での違いは小さなものになってしまう。これらのことから、国公立大学ダミーは有意にならなかったものと考えられる。

²¹ 説明変数は変えず、官公庁に勤めているかどうかのダミー変数を被説明変数に用いたロジットモデルによる分析を行なったところ、銘柄大学ダミーは有意でない結果を示したが、国公立大学ダミーと 15 歳時の成績は正で有意であった。

²² 大学進学率の上昇によって大規模企業への就職が難しくなった背景には、大卒者の供給量の増加に伴うサイズ効果の存在も考えられる。例えば、大卒者の質が変わっていないにも関わらず大卒者の供給曲線が右ヘシフトすると、大規模企業への就職も難しくなる、といった解釈もできる。

²³ 総務省（2012）「労働力調査」を使用。1968 年以降は年次データが手に入るが、それ以前は月次データしか入手できなかった。そのため、1953 年から 1967 年までは月次データの平均値を使用した。

その有意性は大きく変化した。その結果を表5に示す。

表5 年齢を区切った順序ロジットモデルによる分析結果

	55 歳以下	50 歳以下	45 歳以下	40 歳以下	35 歳以下
100 - 大学進学率 (男性)	0.0059 *** (0.0022)	0.0068 *** (0.0024)	0.0072 *** (0.0028)	0.0090 *** (0.0032)	0.0046 (0.0039)
銘柄大学ダミー	0.7826 ** (0.3797)	1.2460 *** (0.3934)	1.0547 ** (0.4166)	0.8871 (0.5895)	1.9775 ** (0.8182)
国公立ダミー (銘柄除く)	0.2590 (0.2547)	0.2966 (0.2878)	0.0709 (0.3038)	0.3194 (0.3165)	0.4481 (0.3768)
15 歳時の成績	0.1102 * (0.0584)	0.1805 *** (0.0651)	0.2334 *** (0.0730)	0.2081 *** (0.0795)	0.2473 *** (0.0937)
完全失業率 (男性)	0.0774 * (0.0412)	0.0377 (0.0464)	-0.0085 (0.0526)	-0.0436 (0.0602)	-0.0135 (0.0758)
Pseudo R ²	0.009	0.0148	0.0166	0.0183	0.0187
サンプルサイズ	1081	894	709	523	344

1) *** は 1% 有意, ** は 5% 有意, * は 10% 有意をそれぞれ表す。

2) カッコ内は標準誤差を表す。

3) 標準誤差はロバストな標準誤差である。

年齢を 55 歳以下にただけで、他の変数の有意性を大きく変えずに完全失業率の有意性は 10% 水準になった。サンプルを 50 歳以下に限定すると、もはや有意ではなくなる。そして、45 歳以下に限った推定は、有意ではないにしろ符号は負に変化した。35 歳以下のサブサンプルでの推定結果のみにおいて大学進学率は有意性を失っているが、これらの時期に大学進学率が大きく変動しなかったためと考えられる。

ここで、分析結果をまとめてみる。まず、ミンサー型の収入関数の推計を行なった。橘木・松浦 (2009) と同様に、銘柄大学ダミーは正で有意な結果を示した。そして、説明変数を加えていくと大学在学年数の係数は有意でなくなった。これも彼らの研究の傾向と一致している。しかし、大学に進学すること自体の難易度を示す大学進学率の係数は正ではあったが有意な結果を示さなかった。これは、大学偏差値を大学の質ととらえた Ono (2004) とは異なる結果であった。本稿におけるこの結果は、大学進学率は「入職後」の賃金に関して影響を及ぼさないことを示すものである。

ただ、太田 (2012) が指摘しているように、大学進学率は新卒の就職率に影響を与えていた。ここから、大学進学率は「入職時」の企業規模に影響を与えるシグナリング機能を有しているのではないかと考え、企業規模を被説明変数にした順序ロジットモデルによる分析を行なってみた。その結果、銘柄大学であること、大学進学率が低かったときに大学に進学することは企業規模に影響を与えていることがわかった。一方、収入関数では正で有意な結果を示した 15 歳時の成績は、企業規模の分析に関して有意な影響を持っていない。これらから、大学進学率は企業規模を通して本人の収入に影響を与えている可能性が示唆される。次節では、本稿のまとめを行な

う。

5. 結論

本稿では、日本の大学進学率の上昇に伴って、「大卒であること」の全体的な質も低下しているのではないかという問題意識をもち、収入関数と就業先の規模に関する分析を行なった。

日本の大学進学率の上昇に伴い、多くの者が高等教育を受けることが可能になったのでむしろ平均生産性は上昇しているという考えも存在するであろう。しかし、現に大卒者の就職率が低下している状況がある。

第2節では、収入関数に銘柄大卒ダミーや大学偏差値を説明変数に加えた研究、昇進に関する分析に大学偏差値を使用した既存研究を紹介した。大卒ダミーや教育年数を説明変数に含んで賃金関数を推定している先行研究も多々存在する。しかし、これらは過去から現在において大卒であることの価値は一定であると想定している。太田（2012）はマクロ集計変数を使用した分析であるが、本稿と同様に「大学進学率によって大卒の質は変化する」ということを明示的にした数少ない分析であるといえよう。

第3節では、本稿が使用したデータに関しての説明を行なった。特に、先行研究ではほとんど用いられなかった、大学進学率が大卒の質を表す変数の作成については詳細に記述した。この変数を使用することが、従来のマイクロデータを使用した実証分析と一線を画すと考える。

実証分析を行なった第4節では、まず標準的なミンサー型収入関数の説明について先行研究を用いて説明した。経験年数や経験年数の2乗に関しては、先行研究と一致する結果であった。また、大学在学年数と経験年数、経験年数の2乗の交差項が収入に有意な影響を及ぼすことから、高卒者と大卒者では違った賃金プロファイルを描くことも確かめられた。規模が大きい企業や公務員として勤務することも収入を増加させる。本稿が多く参考にしたOno（2004）との違いは産業ダミーであった。彼の研究では産業ダミーが有意でなかったのに対し、本稿の分析では有意な結果を示した。また、15歳時の成績が優れていたりや銘柄大学に通っていたことも収入に正の影響を与えることがわかった。これも先行研究の結果と整合的である。Ono（2004）では大学偏差値を大学の質ととらえ、それが収入に関して正の影響を与えていた。一方、本稿が大卒者の質の代理変数として使用した、各々が進学した年の大学進学率は有意とはならなかった。しかし、本稿と同様に大学進学率を大卒者の質ととらえ、マクロ集計データを用いて分析している先行研究では、大学進学率は新卒の就職率に影響を与えていた。ここから、「入職時」の企業に対して大学進学率はシグナリング機能を有しているのではないかと考え、企業規模を被説明変数にした順序ロジットモデルによる分析を行なった。この結果から、銘柄大学であること、大学進学率が低かったときに大学に進学することは企業規模に影響を与えていることが明らかになった。収入関数では正で有意な結果を示した15歳時の成績は、企業規模の分析に関して有意な影響をもたらさなかった。これらから、大学進学率は企業規模を通して本人の収入に影響を与えている可能

性が示唆される。

本稿は2005年に行われた調査をもとにしたデータを使用して分析した。2005年時点で就業している者を対象に分析を行なっているため、2000年までに大学進学した者のデータしか使用できなかった。2000年の大学進学率は39.7%であり、2012年の50.8%と10%も差が生じている。本稿では明確な結果が得られてなかったが、使用したデータの調査時点よりもさらに大学進学率が上昇している。このまま大学進学率が上昇し続け、大学進学自体が形骸化してしまう状況になる時期に進学した者が就業したデータを分析に使用できれば、同じ大卒といっても進学する時期で収入が影響されるということが明確にされるであろう。

【参考文献】

- 青幹大・村田治（2007）「大学教育と所得格差」『生活経済研究』第25号，pp.47-63
- 太田聰一（2003）「若者の就業機会の減少と学力低下問題」伊藤隆敏・西村和雄編『教育改革の経済学』日本経済新聞社，pp.151-187
- 太田聰一（2012）「大卒就職率はなぜ低下したのか—進学率上昇の影響をめぐって」『日本労働研究雑誌』労働政策研究・研修機構，No.619，pp.29-44
- 妹尾渉・日下田岳史（2011）「『教育の収益率』が示す日本の高等教育の特徴と課題」『国立教育政策研究所紀要』第140集，pp.249-263
- 橘木俊詔・松浦司（2009）『学歴格差の経済学』勁草書房
- 馬場浩也（2012）「戦後日本の男子大学進学率の分析—供給側の制約の影響を中心に」『日本経済研究』No.67，pp.57-78
- 樋口美雄（1992）「教育を通じた世代間所得移転」『日本経済研究』No.22，pp.137-165
- 樋口美雄（1994）「大学教育と所得分配」石川経夫編『日本の所得と富の分配』東京大学出版会，pp.245-278
- 平沢和司（2005）「大学から職業への移行に関する社会学的研究の今日的課題」『日本労働研究雑誌』労働政策研究・研修機構，No.542，pp.29-37
- 安井健悟・佐野晋平（2009）「教育が賃金にもたらす因果的な効果について—手法のサーヴェイと新たな推定」『日本労働研究雑誌』労働政策研究・研修機構，No.588，pp.16-33
- Cameron, A. C. and Trivedi, P. K. (2005) *Microeconometrics: Methods and Applications*, Cambridge University Press
- Ishida, H. ; Spilerman, S. and Su, K. (1997) "Educational Credentials and Promotion Chances in Japanese and American Organizations" *American Sociological Review*, Vol. 62, No. 6, pp. 866-882
- Ono, H. (2003) "Does Examination Hell Pay Off? The Cost-Benefit Analysis of College Education in Japan." SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance No. 346
- Ono, H. (2004) "College Quality and Earnings in the Japanese Labor Market" *Industrial Relations*, Vol. 43, No. 3, pp. 595-617

【データ出典】

- 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター SSJ データアーカイブ（2012）第6回「社会階層と社会移動全国調査」
- 文部科学省（2012）「学校基本調査」（2013年4月6日閲覧）
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001015843&cycode=0>
- 総務省（2012）「労働力調査」（2013年4月25日閲覧）
<http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/03roudou.htm>